

中国教育不平等的变化趋势： 基于机会不平等的视角

杨娟，张立芳

[摘要]教育机会不平等是就业与收入不平等的重要原因之一，促进教育机会平等对缩小收入差距、促进社会公平具有深远影响。本文利用CGSS2010—2021年八期调查数据，依托Roemer的“环境—努力”二元分析框架，运用事前参数回归法测算中国教育机会不平等程度和年代变化趋势。研究发现：首先，由环境因素导致的不平等占总体不平等的44.9%，父亲受教育程度对教育机会不平等的贡献度最大，排在其后的是出生年代和户籍类型。随着时间推移，父亲受教育程度在机会不平等的形成过程中发挥着越来越重要的作用，户籍的影响逐渐减弱。其次，城市地区40后—80后的教育机会不平等程度低于农村地区，但在90后样本中却略高于农村地区。再次，东部地区的总体教育不平等程度最低，但机会不平等程度最高，而中部和西部地区恰恰相反。经济发展并未自然而然地促进教育机会均等，经济发达地区的弱势群体子女可能更容易在激烈的教育竞争中处于不利地位。最后，在剔除环境因素对努力的影响后，“净努力”对个体教育获得仍有显著影响，但对教育机会不平等的总体贡献度约占0.30%，努力难以消解劣势环境导致的教育机会不平等。

[关键词]教育不平等；机会不平等；努力不平等

一、引言

过去几十年间，中国经济取得了飞速的发展，使中国成功跻身中等收入国家之列。然而，这一经济繁荣并没有平等地惠及每一个社会成员，随之而来的是逐渐扩大的收入差距。1979—2015年，中国居民收入的基尼系数由0.300上升到0.462，超过国际警戒线(罗楚亮等，2021)。教育通过影响就业

[收稿日期] 2024-07-01

[作者简介] 杨娟，北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究基地，电子邮箱地址：yangjuan@bnu.edu.cn；张立芳，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱地址：zhanglifangceee@163.com。

和收入分配，从而对社会公平产生影响，受教育机会的不平等被认为是就业与收入不平等的重要根源(史新杰等，2022；宋扬，2017)。习近平总书记在2015年中央扶贫开发工作会议上指出：“治贫先治愚，扶贫先扶智。教育是阻断贫困代际传递的治本之策。”新时期，党中央和国务院出台一系列措施，包括增加对农村地区和偏远地区学校的教育投入，提高乡村教师待遇等，积极推动教育的公平发展。党的二十大报告中明确提出，要“坚持以人民为中心发展教育，加快建设高质量教育体系，发展素质教育，促进教育公平”。

“公平”的本质在于为人们提供平等的机会(equality of opportunity)，而非追求平等的结果(equality of outcomes)。教育机会公平的核心内涵是个体不受政治、经济、社会地位、种族、民族、宗教信仰和性别的限制，使其平等地享有受教育的权利和同等的教育成功的机会。机会公平的概念起源于哲学上的探讨，过去半个世纪对不平等思想最为重要的贡献之一是对不同形式的不平等进行了伦理评价，区分了哪些是可以接受的，哪些是不可以接受的。其中，Roemer(1998)首次从经济学的角度定义了机会公平，为对机会不平等的量化研究奠定了基础。他提出了“环境—努力”二元分析框架，将影响个体成就的因素分为个体无法控制和改变的环境因素(如性别、民族/种族和家庭背景)以及个体可以主导的努力因素(如学习、工作时长)，定义由环境因素导致的结果差异为机会不平等(inequality of opportunity)(Roemer and Trannoy, 2015)。

以往对机会不平等研究主要集中在收入分配领域(史新杰等，2018；宋扬，2017)，而后逐渐拓展到教育、健康和消费等方向(靳振忠等，2019；赵心慧，2023；Carter et al., 2019；Kovacic and Orso, 2022)。一些研究测算了中国教育机会不等的现状和发展趋势，发现户籍制度和家庭背景是影响个体教育获得的最重要的因素(赵心慧，2023；Golley and Kong, 2018)，而性别和民族类型等个体特征在教育机会不平等的形成中的作用逐渐减弱(霍雨佳，2021)。然而，现有研究主要关注教育在父代和子代之间的传递，忽视其他环境特征(如个体的性别、民族、父母的职业等)对于个体受教育程度的影响；教育机会不平等领域的研究主要集中在高等教育(靳振忠等，2018，2019)或基础教育(江求川和任洁，2020；张楠等，2020)等单一阶段，较少关注整个教育周期。此外，已有研究较少讨论努力对于教育机会不平等的影响，事实上，讨论个人努力对于教育不平等的影响至关重要，因为如果个体付出较大的努力却未获得理想的结果，将会削弱个体努力的积极性，从而导致更大程度的社会不平等。

本文的主要目标是从机会不平等的视角分析中国教育不平等的变化趋势

以及环境和努力因素对个体教育成就的相对贡献度。具体而言，首先利用中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)2010—2021年共八期数据，采用事前参数回归的方法构建个体受教育年限的机会不平等指数，分析教育机会不平等的年代变化趋势，并采用 Shapley 值分解方法测算各环境因素对教育机会不平等的贡献度。其次，分析了教育机会的城乡差异和地区差异，以及教育机会不平等在城乡和地区的变化趋势。最后，进一步讨论环境是否影响个体的努力程度以及努力对于教育不平等的贡献，以期回答努力能否改变命运的问题。

本文的主要贡献包括以下三个方面。首先，大量文献侧重于研究收入机会不平等问题，较少关注教育机会的不平等及变化趋势。本文利用8期中国综合社会调查数据，一方面描绘中国的教育机会不平等现状与成因，另一方面考察不同年代个体教育机会不平等的差异，同时将出生队列的考察拓展到1990年之后出生的群体。其次，以往研究主要关注个体、家庭和宏观环境对特定群体的影响，较少研究关注这些影响因素的年代变化趋势，本文选择出生于1940—1999年的个体作为研究对象，出生年代具有较大的跨度，为理解环境因素对于个体教育获得的年代变化趋势提供翔实的证据。再次，以往研究主要关注城乡之间、区域之间的教育发展差异，而本文则讨论了城市和农村内部、区域内部教育机会不平等的发展与变化，补充了以往研究的不足。最后，本文不但讨论了环境因素对于教育机会不平等的影响，还考虑了努力在其中发挥的作用，探究努力能否改变命运，以此对相关研究进行补充。

文章其余部分安排如下：第二部分为文献综述，介绍教育机会不平等的测度以及教育不平等的影响因素，第三部分介绍研究方法、数据来源和变量设定，第四部分为实证结果部分，第五部分进行总结。

二、文献综述

(一)教育机会不平等的概念及测度

与本文相关的文献有两支，首先是教育机会不平等的概念及测度。Roemer(1998)构建了“环境—努力”二元分析框架，将影响个体成就的变量分为环境、努力以及运气等无法观测的随机因素，将由个体无法控制的环境因素(如性别、种族、家庭背景等)导致的不平等称为“机会不平等”，认为这种类型的不平等在道德上是不能接受的，需要通过公平的政策加以干预，甚至通过对弱势群体进行补偿来维持社会公平。由个体间努力程度(比如学习/工作时长)的差异导致的不平等称为“努力不平等”，这种不平等是合理的、可以

接受的。在一个公平的社会环境中，应努力消除机会不平等，以最大限度地发挥个体的潜能。Fleurbay and Peragine(2013)根据是否需要识别努力程度，将机会不平等的测度方法划分为“事前法”和“事后法”。其中，“事前法”将具有相同环境的个体分成一组，相同环境下个体结果的差异可以认为是由努力因素导致的，因此，定义组间不平等为机会不平等。“事后法”将具有相同部分的个体分为一组，每个部分的个体付出相同的努力，定义组内不平等为机会不平等。实际操作过程中，由于努力变量难以观测和测量，采用“事前”方法衡量教育机会不平等的做法更为常见。

根据是否预先设定参数形式，“事前法”可以分为参数估计和非参数估计，参数法利用多元线性回归估计出回归系数，得到结果变量的估计值，模拟消除环境影响后的“反事实”结果变量分布，进而计算实际结果变量分布与“反事实”分布的差异，即为教育的机会不平等。非参数法根据环境变量对样本进行分组，测算出不同组别之间的不平等为机会不平等。假设有 K 个环境变量，每个环境变量均为二值变量，那么分组结果应该有 2^K 个，当环境变量个数增加或环境变量取值增加时，分组个数呈指数型增长，对样本量要求极为严苛，因此在实际应用中并不多见。本文将采用“事前法”中的参数估计方法测量教育机会不平等。

随着测度方法的日渐成熟，讨论社会机会不平等程度的研究逐渐增多，但以往研究主要集中在收入领域，在教育领域的应用较少。Gamboa 和 Waltenberg(2012)利用 2006—2009 年国际学生评估项目(PISA)数据测算了拉丁美洲国家的教育机会不平等，发现机会不平等占总体不平等的 1%—25%。同样采用 PISA 数据，Ferreira 和 Gignoux(2014)测算了 57 个国家的教育机会不平等程度，发现欧洲大陆和拉丁美洲(大部分)地区的机会不平等程度比亚洲和北美更大。来自中国的研究主要关注基础教育和高等教育阶段，比如张楠等(2020)从学校教育质量、家庭课外教育支出和学生成绩三个维度测算了初中阶段的机会不平等，发现家庭背景、居住地和户籍是教育机会不平等的主要来源。利用同样的数据，江求川和任洁(2020)的研究发现城市地区教育机会不平等程度高于农村。靳振忠等(2018)测算了中国高等教育获得的数量与质量上的机会不平等，发现环境因素对高等教育获得的数量和质量上的影响均大于努力因素。Golley and Kong(2018)与本文最为相似，但该研究并未考虑努力的作用，赵心慧(2023)从年代变迁而不是出生年代的视角分析了中国教育机会不平等的变化趋势。

(二)个体教育获得的影响因素

与本文相关的第二支文献聚焦于影响个体教育获得的因素。有研究认为

性别是影响教育获得的重要因素，尤其是在盛行“重男轻女”观念的地区(刘雯等，2021)，但近年来却出现女性受教育程度高于男性的现象(耿峰和秦雪征，2019)，性别是否仍是阻碍个体教育获得的因素有待进一步论证。从城乡差距的角度来看，长期以来，中国农村的教育资源一直远远落后于城市地区，教育经费、师资力量、办学条件等方面的不足严重制约农村学校的发展，阻碍农村儿童获得优质教育资源。已有研究认为，城乡差距是教育机会不平等最主要的来源(赵心慧，2023；Golley and Kong，2018)。父母受教育程度作为一项家庭文化资本，在教育不平等的形成过程中也扮演着关键角色，父母的受教育程度越高，对子代教育的正向影响越大(邹薇和马占利，2019)。家庭收入和家庭社会网络通过影响家庭教育投资影响子女的教育获得，优势家庭利用自己的财富和人脉为子女争取更好的教育资源(如托关系、购买学区房，或通过特长招生让子女进入名校)，而劣势家庭的子女只能进入普通学校就读。吴愈晓和黄超(2016)发现初中阶段排名靠前的学校中有近三分之一的学生来自精英家庭，而在排名中等及以下学校中这一比例仅为12%，学校内阶层分割现象严重。

出生年代和出生地区也是影响个体教育获得的重要因素。随着义务教育普及和高等教育扩张，年轻一代拥有越来越多接受教育的机会，但教育扩张能否缩小教育不平等的问题仍有待探索。一些研究发现义务教育的普及提高了中低阶层子女的受教育水平，从而促进教育代际流动(陈斌开等，2021；罗楚亮和刘晓霞，2018)。但也有一些研究认为教育扩张扩大了不同阶层升学机会的不平等，优势地位家庭的子女有更多机会进入普通高中，而农民子女在初中结束后大多会放弃升学机会，直接外出务工(李春玲，2014)。此外，已有研究表明，出生地特征显著影响个体在各个阶段的升学机会(邓飞和傅文晓，2020)，且由于地区间经济发展差距逐渐增大，东西部省份教育获得的差距也呈现逐年扩大的趋势(孙继红和杨晓江，2009)。尽管大量文献关注个体特征、家庭背景和宏观因素对于个体教育获得的影响，但较少研究讨论这些因素的年代变化趋势，也鲜有研究从机会不平等的角度分析“环境”和“努力”孰轻孰重，本文将尝试对这方面的研究进行补充。

三、方法与数据

(一)机会不平等的测度框架

假定个体受教育结果由环境因素(C)、努力因素(E)以及其他不可观测特

征(μ)决定。 C_i 由J的元素 C_i^1, \dots, C_i^J 组成,每个元素具有特定的取值 x_i ,据此将所有个体分成K组,每组个体拥有相同的环境。 y_i 代表个体最终的教育结果,那么教育结果由方程(1)决定:

$$y_i = f(C_i, E_i, \mu_i) \quad (1)$$

一般而言认为环境变量是外生的,努力变量会受到个体所处环境的影响,即:

$$E_i = f(C_i, e_i) \quad (2)$$

将(2)代入(1)得到:

$$y_i = f[C_i, E(C_i, e_i), \mu_i] \quad (3)$$

采用参数法进行估计时,可以将(1)-(3)式写成:

$$y_i = \alpha C_i + \beta E_i + \mu_i \quad (4)$$

$$E_i = \delta C_i + e_i \quad (5)$$

$$y_i = \delta + \gamma C_i + \epsilon_i \quad (6)$$

其中参数 γ 既包含环境对教育结果的直接影响,又包含环境通过影响努力因素对教育结果产生的间接影响。但是本文的研究目标是测算教育的机会不平等程度,并不关心变量之间的因果关系,因此可以采用OLS回归估计(6)式的简约式(李莹和吕光明,2019)。由于环境因素是无法穷尽的,扰动项中可能存在着许多不能观测的环境因素,因此(6)式估计的是机会不平等的下限(Ferreira and Gignoux, 2011)。利用估计系数 δ 、 γ 和环境变量的真实数值,构建教育结果的平滑分布 $\{\hat{y}_i\}$, $\hat{y}_i = \hat{\delta} + \hat{\gamma}C_i$ 。 \hat{y}_i 是在环境 C_i 下的条件教育结果,即由可观测的环境因素影响的个体教育结果。用 I 表示不平等指标,得到绝对教育机会不平等指数 IO (Inequality of opportunity):

$$IO = I(\{\hat{y}_i\}) \quad (7)$$

常见衡量不平等的指标有广义熵指数[包括平均对数偏差(Mean logarithmic deviation, GE(0))、泰尔指数(Theil index, GE(1))和变异系数的一半(Half the coefficient of variation, GE(2))等指标]、基尼系数等,但只有广义熵指数具有加和可分解的性质,能够将总体不平等分解为组内不平等和组间不平等,使我们了解教育不平等在多大程度上取决于环境因素。由于GE(0)和GE(1)涉及对数值,而在我们的样本中约8%未接受过正式教育(受教育年限为0),因此采用GE(2)指数更为恰当(Golley and Kong, 2018)。

用绝对教育机会不平等指数 IO 除以教育结果不平等指数,得到相对教育机会不平等指数 RIO (Relatively inequality of opportunity)

$$RIO = I(\{\hat{y}_i\}) / I(\{y_i\}) \quad (8)$$

(二) 环境因素对努力的影响

在机会不平等问题的分析中，是否考虑环境与努力之间的相关关系仍存在争议。Barry(2005)认为无论环境对努力是否有影响，一个人的努力都是其主观意志的体现，应该完整地考虑努力因素的作用；而 Roemer and Trannoy(2015)认为努力会受到环境的影响，比如，拥有优势环境的个体往往会付出更多的努力，且在努力后获得更加丰厚的回报，这种情境更加符合中国的教育现状，因此我们考虑环境和努力之间的交互作用。本文参考 Jusot et al. (2013)的做法，以个体的努力程度为被解释变量，环境变量为解释变量，构建努力决定方程，通过提取努力决定方程的残差，剥离环境与努力变量的相关性，从而获得“净努力”变量。即：

$$E_i = \gamma + \delta C_i + e_i \quad (9)$$

以“净努力” \hat{e}_i 和环境变量为解释变量，个体受教育年限为被解释变量，构建受教育年限的决定方程：

$$y_i = \alpha C_i + \beta \hat{e}_i + \mu_i \quad (10)$$

(三) 环境与努力的贡献度

为了测度环境因素和努力因素对于教育机会不平等的贡献度，本文采用 Shapley 值分解法探究各个因素在机会不平等的生成过程中的重要程度。Shapley 值一词来自合作博弈论 (cooperative game theory)，最初是为了解决一定数量的产出(或成本)应该如何在一组贡献者(或受益者)之间进行分配的问题。该方法对所有环境因素进行排列组合，通过对比不同排列组合的差别来分解不同环境因素对机会不平等的相对贡献程度。

Shapley 值分解过程可以总结为以下三个步骤：(1)确认所有环境因素可能的排列组合，每一个环境变量均有“进入”或“退出”两个选择，因此，可能的所有环境因素的排列组合为 2^K 。(2)依次计算包含与不包含该环境变量时不平等系数的差距，每个环境变量将得到 2^{K-1} 个结果。(3)对所有结果取平均，获得该环境变量的相对贡献度。基于这一方法，本文计算了各个环境因素对教育机会不平等的贡献程度以及年代变化趋势。该方法的优点在于分解结果不依赖于环境因子的排序，所有环境变量的贡献度之和即为总机会不平等指数。

(四) 数据来源

本文利用中国综合社会调查 2010—2021 年的八期混合横截面数据进行分析。中国综合社会调查是中国第一个全国性、综合性、连续性的大型社会调

查项目，由中国人民大学中国调查与数据中心负责，从2003年开始，定期在全国各省市进行多阶段、分层次、成比例抽样调查。目前，CGSS数据已经成为研究中国问题最主要的数据库之一，广泛地应用于教学、科研和政府决策之中。

采用CGSS数据开展本文研究具有以下三个优势：首先，CGSS采用回顾性调查的方式询问了被访者父母的受教育程度、被访者14岁时父母的职业以及被访者出生时的户口类型，能够帮助我们更加精准地捕捉个体求学阶段所处的环境变量。其次，利用最新发布的2018年和2021年数据，将出生于1990年之后的群体纳入分析之中。最后，本文将八期调查数据进行合并，能够扩大样本量，使样本更具有代表性。

教育结果采用受教育年限衡量。根据个体受教育程度和学业完成度，将毕业及肄业个体按照“文盲=0，小学=6，初中=9，职业高中/中专/技校=11，普通高中=12，大学专科=15，大学本科=16，研究生及以上=19”进行赋值，将中途辍学样本按照“文盲=0，小学=3，初中=7.5，职业高中/中专/技校=10，普通高中=10.5，大学专科=13.5，大学本科=14，研究生及以上=17.5”进行赋值。

参考以往研究以及数据的可得性，本文所采用的环境变量分为三个层次：个体层面包括个体的性别(1=男，0=女)、是否少数民族以及出生时的户口类型(1=农业户口，0=非农业户口)；家庭层面包括父亲的受教育程度(1=未受过教育，2=小学，3=初中，4=高中，5=大学及以上)，父亲在子女14岁时的职业类型(1=农民，包括畜牧业、种植业从业者等，2=白领，包括党政机关工作人员、企业管理人员、专业技术人员、企业主、普通文职文员等，3=蓝领，包括工人、个体工商户和自雇佣者)以及父亲是否为党员；宏观环境层面控制个体出生年代(划分为90后、80后、70后、60后、50后和40后)，以及个体出生时所在地区(1=东北、2=东部、3=中部、4=西部)。在样本选择上，首先删除未完成学业的样本，进而将年龄限制在22岁以上，同时删除样本量少于400的省份。剔除个别变量的缺失值后，获得62222个样本。

CGSS2010和CGSS2011两年的调查中对于个体上学期间的努力程度进行了回溯性调查，为本文探究努力对教育获得不平等的贡献度提供数据支持。具体地，调查中询问了个体在上学时期(14岁左右，或者更早的还没有离开学校的时候)的努力程度，题目分别是：(1)就算身体有点不舒服，或者有其他理由可以留在家里，我仍然会尽量去上学。(2)就算是我不喜欢的功课，我

也会尽全力去做。(3)就算功课需要花好长时间才能做完,我仍然会不断地尽力去做。评分从1—5分别代表非常不符合至非常符合。本文采用这三个变量作为努力变量的衡量,据此分析“努力能否改变命运”的问题。

(五)描述性统计

样本的描述性统计见表1。在全部样本中,子代平均受教育年限为8.046年,相当于初二的受教育程度。男性样本占48.2%,女性占51.8%,8.1%为少数民族,77.6%的个体出生时具有农村户籍。父代样本中有41.9%的父亲未接受过正式教育,三分之一的父亲具有小学学历,13.4%具有初中学历,7.5%具有高中学历,具有大专/大学及以上学历的仅占3.4%。在父亲职业类型方面,40.5%的父亲在子女14岁时从事农林牧副渔等农业生产经营活动,另有46.0%的父亲为工人、个体工商户或自我雇佣,13.5%的父代从事白领工作,比如党政机关工作人员、企业管理人员等。12.5%的父代加入中国共产党。

第(2)—(7)列根据子代出生年份进行了分样本描述性统计。经过数十年的发展,我国教育事业取得了巨大进步,年轻一代获得了越来越多的教育机会,人口平均受教育年限从40后的5.26年提高到90后的12.11年。相应地,父代中未接受过正式教育的比例也从40后的66.8%下降到90后的8.2%,父代中具有初中和高中学历的比例分别从3.1%、1.9%上升到34.5%、16.9%,父代低学历的比例越来越小。父代职业类型也经历了明显的变化,从以务农为主转变为以务工为主,这一转变与中国的经济发展和产业结构调整密切相关。

四、实证结果分析

(一)环境因素对个体受教育程度的影响

按照公式(6)进行参数估计,得到环境变量对个体受教育程度影响的估计系数,结果见表2第(1)列。除民族变量外,各个环境变量对个体受教育年限的影响均在1%的水平上显著。具体来看,男性平均受教育年限比女性高1.529年,验证了我国长期存在的性别间教育机会不平等现象。少数民族的平均受教育年限比汉族少0.428年;出生时具有农村户籍的个体平均受教育年限比具有城镇户籍的低2.566年,说明城乡教育发展差异始终是阻碍农村人口接受更多教育的重要原因。以父亲受教育程度为代表的家庭文化资本对子女受教育年限有显著正向影响,与父亲未接受正式教育相比,父亲小学毕业

表1 样本基本特征的描述性统计

变量名	全样本		40后		50后		60后		70后		80后		90后	
	N=62222	标准差	N=11371	标准差	N=12943	标准差	N=14199	标准差	N=12555	标准差	N=9105	标准差	N=2049	标准差
受教育年限	8.046	4.783	5.261	4.651	6.589	4.619	8.140	4.214	9.117	4.264	11.059	3.994	12.110	3.782
性别	0.482	0.500	0.508	0.500	0.501	0.500	0.475	0.499	0.466	0.499	0.458	0.498	0.480	0.500
民族	0.081	0.274	0.077	0.266	0.070	0.255	0.084	0.277	0.087	0.282	0.090	0.287	0.091	0.287
出生时为农业户口	0.776	0.417	0.789	0.408	0.743	0.437	0.785	0.411	0.800	0.400	0.758	0.429	0.777	0.416
父亲受教育程度	0.419	0.493	0.668	0.471	0.571	0.495	0.447	0.497	0.272	0.445	0.131	0.337	0.082	0.275
未接受正式教育	0.337	0.473	0.261	0.439	0.322	0.467	0.364	0.481	0.405	0.491	0.319	0.466	0.334	0.472
小学	0.134	0.341	0.031	0.173	0.053	0.224	0.103	0.304	0.185	0.388	0.310	0.463	0.345	0.475
初中	0.075	0.264	0.019	0.137	0.027	0.163	0.055	0.229	0.098	0.298	0.191	0.393	0.169	0.375
高中	0.034	0.182	0.021	0.145	0.028	0.164	0.032	0.175	0.040	0.196	0.048	0.214	0.070	0.256
大学及以上														
父亲职业类型	0.405	0.491	0.488	0.500	0.412	0.492	0.417	0.493	0.403	0.490	0.325	0.468	0.171	0.376
农民	0.135	0.342	0.081	0.273	0.136	0.342	0.143	0.350	0.159	0.366	0.152	0.359	0.157	0.364
白领	0.460	0.498	0.431	0.495	0.453	0.498	0.440	0.496	0.438	0.496	0.523	0.499	0.673	0.469
蓝领	0.125	0.331	0.042	0.201	0.120	0.325	0.155	0.362	0.170	0.376	0.134	0.340	0.093	0.291
父亲是否党员														

数据来源：CGSS2010—2021

的个体平均受教育年限提高 1.817 年，父亲初中毕业的个体平均受教育年限提高 2.648 年，高中为 3.138 年，大学及以上为 3.405 年。以父亲职业类型为代表的家庭物质资本对子女受教育年限同样有显著正向影响，当父亲的主要职业是农民时，子代平均受教育年限比父亲职业是白领时低 1.145 年，比父亲职业是蓝领时低 0.365 年。以父亲是否加入中国共产党为代表的家庭政治资本也会显著影响子代的教育获得，父亲是党员的个体平均受教育年限比父亲非党员的高 0.789 年。

为反映各环境变量在不同年代对个体教育获得的影响的差异，我们按照个体出生年代对公式(6)进行了分样本回归，结果见表 2 的第(2)一(7)列。环境变量对个体教育获得的影响具有一定的年代特征。从个体因素来看，性别对个体受教育程度影响的估计系数从 40 后到 90 后逐渐减小，即性别对于个体教育获得的影响在各个年代呈现下降趋势，且对于 90 后的个体来讲，性别的估计系数不再显著。这表明随着教育扩张和女性教育收益率的提高，性别间的教育不平等程度有了较大的改善。一些学者尝试从多个角度解释近年来女性教育优势现象。比如，魏钦恭和张佳楠(2021)认为，女孩的家庭效用替代性增强，以及母亲相对家庭地位提升促使当下中国父母的性别偏好发生了转变，他们发现，男孩并不会挤占家庭对女孩的校外教育投资，城市家庭甚至偏好于向女孩进行校外教育投入。耿峰和秦雪征(2019)从房价上涨的角度解释了家庭对女孩的教育投资高于男孩的现象，认为父母对男孩的“馈赠动机”使得房价上涨并未转化为男孩教育投入增加的“财富效应”。

少数民族变量的回归系数不论在全样本还是分样本回归中都比较小，且 40 后、50 后和 60 后样本的估计系数在统计上均不显著，但对于出生于 70 年代及以后的样本影响逐渐增大，且显著性增强，比如在 70 后样本中，少数民族的平均受教育年限比汉族低 0.605 年，结果在 5% 的水平上显著。Pan and Liu(2021)认为这可能与计划生育执行的严格程度有关。开始于 1980 年的计划生育政策在汉族中严格执行，但大部分少数民族不受或较少受政策的影响。^① 作者以区县层面超生罚款的数额来衡量计划生育政策执行的严格程度，发现更严格的计划生育政策会导致汉族和少数民族之间教育差距扩大，这是因为计划生育政策使得汉族家庭的人口规模急剧缩小，家庭增加了对每个孩子的教育投入。

^① 比如，1984 年 4 月 13 日，中共中央在第 7 号文件中明确表示，对少数民族的计划生育问题，要制定适当的政策。在人口 10000 万以下的少数民族，允许一对夫妇生育二胎，个别的可以生育三胎，不允许生育四胎。

户口类型是影响个体教育获得的重要因素。对于出生于40年代至80年代的样本来讲,拥有农村户籍导致的个体教育损失在2.219—3.130年之间,而在90后样本中农村户籍对于个体教育获得的影响为1.222年,负向影响大幅下降。这得益于国家在90年代之后实施的以缩小城乡教育差距、改善农村教育质量为目标的教育政策。自义务教育实施“地方负责、分级管理”之后,国家开始从经费和管理体制两方面进行教育财政体制改革,分别于1995年和2000年实施“贫困地区义务教育工程”一期、二期,以转移支付的方式投入共248亿元,主要用于贫困地区义务教育的发展。随后又实施“农村义务教育薄弱学校改造计划”(2010年)、“特岗教师计划”(2012年)、“学生营养餐改善计划”等一系列教育财政支持的配套拨款项目,用于改善教育的城乡差距,促进义务教育均衡发展。改善农村教育发展的一系列配套措施使得农村儿童接受教育的基本条件得到显著改善,城乡教育差距逐渐缩小。汪德华等(2019)评估了二片地区“国家贫困地区义务教育工程”的政策效果,发现受益儿童成年后的受教育年限显著提高0.7年左右。

父亲受教育程度对子代教育获得的影响随着年代变化逐渐增大,家庭文化资本在子女教育中发挥着越来越重要的作用。越年轻的一代,如果其父亲受教育程度越高,子代的平均受教育年限也会越高。比如父亲学历为“大学及以上”在40后中的回归系数是3.519,而在90后中则是4.582。需要指出的是,由于遗传因素所导致的父代与子代共同的禀赋会对二者的教育水平同时产生影响,本文呈现的结果是二者之间的相关关系,同时包含了遗传(nature)效应和养育(nurture)效应。

父亲职业类型对子代受教育年限的影响在不同出生年代的个体间差异不大,但对90后的影响更大。比如在90后样本中,与父亲为农民相比,职业为白领阶层时子代的平均受教育年限提高1.497年,职业为蓝领时子代平均受教育年限提高0.787年。而在80后样本中这两个数字分别是1.215和0.459。如果以父亲职业类型作为家庭物质资本的代理变量,这样的回归结果十分容易理解:90后所经历的求学阶段正值中国课外补习盛行之际,高收入家庭面临的预算约束更小,能够为子女的课外教育进行更大的投资。

父亲是否为党员对子代受教育程度的影响逐渐降低,回归系数从40后的0.787到90后的0.081,且在90后样本中回归系数并不显著。这可能是由于在早期,拥有党员身份的个体大多是国家干部,具有较高的社会地位和政治资本;而随着党员群体的不断壮大,党员身份的这一功能逐渐弱化。

表2 环境变量对个体受教育程度的影响

	(1) 全样本	(2) 40后	(3) 50后	(4) 60后	(5) 70后	(6) 80后	(7) 90后
性别=男	1.529*** (0.123)	2.458*** (0.098)	2.292*** (0.212)	1.534*** (0.144)	1.021*** (0.117)	0.316*** (0.094)	-0.009 (0.206)
少数民族	-0.428** (0.198)	-0.108 (0.189)	0.008 (0.236)	-0.285 (0.168)	-0.605** (0.224)	-1.198*** (0.378)	-0.769** (0.345)
农村户口	-2.566*** (0.129)	-2.753*** (0.261)	-3.130*** (0.138)	-2.668*** (0.126)	-2.250*** (0.148)	-2.219*** (0.162)	-1.222*** (0.229)
父亲受教育程度(对照组：未接受正式教育)							
小学	1.817*** (0.112)	2.249*** (0.148)	1.649*** (0.151)	1.602*** (0.123)	2.024*** (0.118)	1.516*** (0.194)	1.465*** (0.412)
初中	2.648*** (0.165)	3.228*** (0.243)	1.917*** (0.196)	2.074*** (0.190)	3.078*** (0.216)	2.631*** (0.241)	3.175*** (0.438)
高中	3.138*** (0.194)	2.998*** (0.415)	2.074*** (0.282)	2.664*** (0.225)	3.586*** (0.220)	3.394*** (0.265)	3.750*** (0.489)
大学及以上	3.405*** (0.242)	3.519*** (0.443)	2.224*** (0.191)	3.002*** (0.309)	4.254*** (0.311)	4.054*** (0.287)	4.582*** (0.594)
父亲职业类型(对照组：农民)							
白领	1.145*** (0.066)	1.301*** (0.195)	1.160*** (0.133)	0.998*** (0.085)	1.108*** (0.129)	1.215*** (0.120)	1.497*** (0.310)
蓝领	0.365*** (0.062)	0.410*** (0.090)	0.283** (0.106)	0.249*** (0.088)	0.366*** (0.085)	0.459*** (0.081)	0.787*** (0.177)
父亲为党员	0.789*** (0.071)	0.787*** (0.234)	1.180*** (0.112)	0.742*** (0.119)	0.799*** (0.099)	0.488*** (0.092)	0.081 (0.239)
样本量	62222	11371	12943	14199	12555	9105	2049
R ²	0.433	0.333	0.341	0.298	0.350	0.340	0.260

注：第(1)列回归中还控制了个体出生年代和所属地区的虚拟变量，第(2)一(7)列控制了个体所属地区的虚拟变量。括号内为稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平下显著。

(二)教育机会不平等的变化趋势及 Shapley 值分解

基于表2的回归结果，本文测算了个体受教育年限的机会不平等程度(表

3 Panel A), 并采用 Shapley 值分解法计算各环境变量对机会不平等的贡献度(表 3 Panel B)。以 GE(2)指数计算的全样本的绝对不平等指数为 0.077, 相对不平等指数为 44.9%, 即由性别、家庭背景等个体无法控制的因素导致的机会不平等占总体机会不平等的 44.9%。此外, 在 40 后—80 后样本中, 由机会不平等导致的个体教育获得的不平等为 35%左右, 这一比例在 90 后样本中下降为 28.5%, 即 90 后样本经历的教育机会不平等程度最低。

从分解结果来看(表 3 Panel B 第 1 列), 在全样本中父亲受教育程度对于个体教育获得的机会不平等的贡献度最大, 达 28.92%, 说明教育的代际传递在教育机会不平等的形成中发挥着重要作用。其次是出生年代, 贡献度为 22.42%, 这反映了随着义务教育的普及和高等教育的扩张, 年轻一代有越来越多的机会接受更多的教育。其余三个对教育机会不平等贡献度较大的指标分别是户籍类型、所属地区和父亲职业类型, 贡献度分别为 21.13%、10.82%和 9.71%。父亲是否为党员、性别和是否少数民族三类环境变量对教育机会不平等的贡献度均比较小, 分别是 3.99%、2.15%和 0.87%。以性别和民族为代表的个体特征对教育机会不平等的总贡献度较低, 仅占 3.02%, 说明我国在缩小性别教育差距、少数民族与汉族之间教育差距上取得了重要的成就。以父亲受教育程度、父亲职业为代表的家庭文化资本和财富资本对教育机会不平等的贡献度较高, 二者之和接近 40%, 说明家庭背景对子代受教育程度具有广泛而深刻的影响, 缩小优势家庭与劣势家庭子女之间教育资源和教育结果获得上的差距任重而道远。以户籍和所属地区为代表的制度因素对教育机会不平等的贡献度为 31.95%, 说明我国教育普及的城乡差距和地区差异依然严峻, 未来应进一步深化户籍制度改革, 破除阻碍教育不平等的制度因素, 保障流动儿童接受教育的权利, 并加大对经济落后地区的教育投入, 进一步缩小城乡教育差距。

从分样本结果来看(Panel B 第 2—7 列), 性别因素对于教育机会不平等的相对贡献度在逐渐降低, 从 40 后的 5.83%到 90 后的 0.06%。民族因素在各个年代的相对贡献度均比较小, 比重在 0.26%—4.21%之间。户籍因素的贡献度呈现先上升再下降的趋势, 从 40 后的 37.14%上升到 50 后的 42.10%, 再下降到 90 后的 19.51%。父亲受教育程度对于教育机会不平等的相对贡献度逐年增强, 从 40 后的 23.20%上升到 90 后的 49.82%。父亲职业类型的贡献度在各个年代变化不大, 数值在 11.31%—14.14%之间。父亲是否为党员对于机会不平等的贡献度呈现先上升再下降的趋势, 相对贡献度在 1.38%—6.61%之间。最后, 由地区因素导致的教育机会不平等的相对贡献度在波动中下降, 说明区域间教育机会不平等问题得到一定程度的缓解。

表 3 教育机会不平等的变化趋势及 Shapley 值分解

	(1) 全样本	(2) 40 后	(3) 50 后	(4) 60 后	(5) 70 后	(6) 80 后	(7) 90 后
Panel A: 机会不平等							
结果不平等[b]	0.171	0.362	0.232	0.131	0.108	0.063	0.044
绝对不平等[a]	0.077	0.129	0.084	0.040	0.038	0.022	0.013
相对不平等[a/b]	44.9%	35.7%	36.2%	30.6%	35.3%	35.0%	29.2%
Panel B: Shapley 值分解							
性别	2.15%	5.83%	6.90%	6.03%	3.09%	0.58%	0.06%
民族	0.87%	0.88%	0.26%	1.14%	1.75%	4.21%	3.02%
户籍	21.13%	37.14%	42.10%	37.73%	24.04%	27.76%	19.51%
父亲受教育程度	28.92%	23.20%	17.16%	23.03%	34.73%	34.61%	49.82%
父亲职业	9.71%	11.31%	12.38%	12.81%	12.79%	12.87%	14.14%
父亲是否党员	3.99%	1.38%	6.61%	6.44%	6.15%	3.80%	3.34%
所属地区	10.82%	20.25%	14.59%	12.81%	17.45%	16.17%	10.10%
出生队列	22.42%						

(三) 教育机会不平等的城乡差异

本节根据个体在 14 岁时的户籍类别，将样本划分为城市与农村两个群体，探究教育机会不平等在城市和农村的变化趋势(图 1)。首先，城市地区绝对教育机会不平等程度在大多数时期(除 90 年代)均低于农村地区，特别在出生于 40 年代至 60 年代的群体中。此外，城市和农村地区的绝对教育机会不平等程度随着出生年代向后推移而逐渐下降，且农村地区机会不平等程度下降更快。然而，在出生于 90 年代的样本中，城市地区绝对教育机会不平等程度却高于农村地区，这可能与城市地区激烈的教育军备竞赛有关。在图 1(b)中我们展示了相对教育机会不平等的城乡差异及年代变化趋势。研究发现，在除 90 年代外的各个出生年代，农村地区相对教育机会不平等程度显著高于城市地区。此外，农村地区相对教育机会不平等程度随出生年代波动，但整体始终保持在 20% 以上的水平。城市地区相对教育机会不平等程度在不同出生年代间波动上升：50 年代和 60 年代出生的人群所经历的教育机会不平等程度最低，机会不平等占教育结果不平等的 5% 左右；然而，到了 90 年代出生的样本中，该数值跃升至 25%，这一跃升在某种程度上揭示了出身于城市弱势家庭的儿童在日益激烈的教育资源争夺战中处于显著劣势地位。

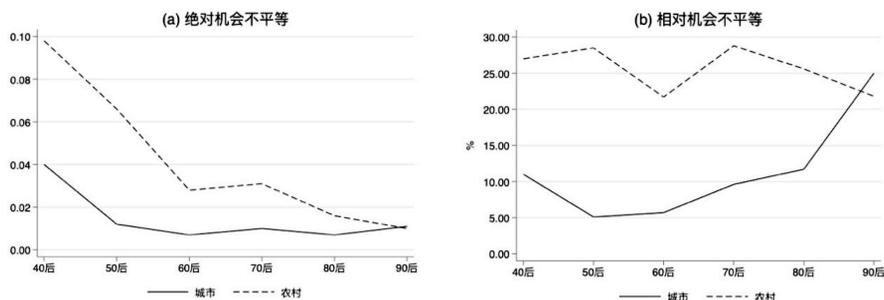


图 1 教育机会不平等的城乡差异

(四)教育机会不平等的地区差异

本节主要从区域视角探讨中国教育不平等的演变模式。区域差异是中国社会经济不平等的关键因素之一，这种差异反过来影响教育资源的配置与教育质量的提升。以往研究主要关注区域之间的教育发展差异，忽视了区域内的教育不平等，尤其是机会不平等问题。东部发达地区依靠其完备的学校设施和优质的师资队伍，为学生提供丰富的教育资源，而中西部地区受限于资源紧缺和交通不便等问题，许多学校面临着师资和教学条件的双重困境，阻碍当地学生接受高质量的教育。然而，教育质量的提高和教育扩张并不会天然地缩小教育机会不平等，特别是在教育竞争激烈的背景下，经济发展水平高的地区中的弱势家庭子女可能面临着更大的挑战，从而进一步加剧教育机会的不平等。本节将进一步讨论区域内部教育机会不平等的发展趋势。

图 2(a)展示了不同地区个体教育机会不平等的变化趋势。可以观察到，绝对机会不平等，即环境因素对个体受教育年限影响的绝对程度逐渐减弱，其中 40 后、50 后经历了不平等的快速下降阶段，其次是 50 后、60 后，在随后的出生年代中，绝对机会不平等的下降幅度放缓。在所有年代，西部地区的绝对机会不平等指数最高，中部次之，东部与东北地区的绝对机会不平等指数较低。然而绝对机会不平等指数与个体的受教育年限有关，无法剔除教育扩张带来的不平等程度的变化，从这个角度而言，相对机会不平等指标更有意义。图 2(b)呈现了各地区相对教育机会不等的变化情况。总体来看，中部和西部地区的相对教育机会不平等程度较低，由个体无法控制的环境因素导致的不平等(机会不平等)占结果不平等的比例在各个年代维持在 20%—30%的水平，东部和东北地区的相对机会不平等程度较高，最大值接近 40%。此外，从 40 后到 90 后，东部地区的相对不平等指数呈现逐渐下降趋势，但东北地区却略有上升，这反映了不同地区教育机会不平等的复杂性和动态性。

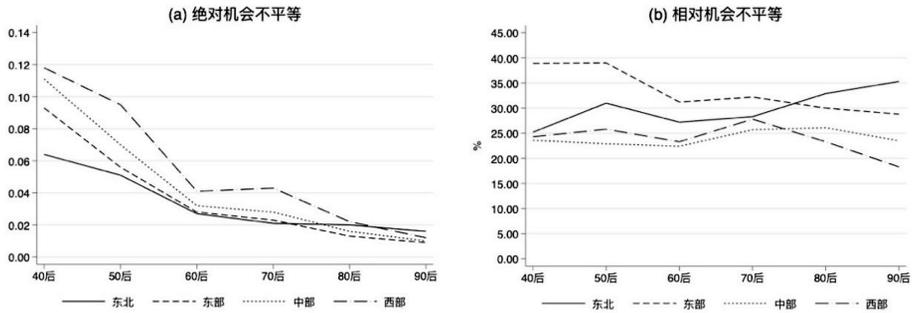


图 2 教育机会不平等的地区差异

(五) 努力能否改变命运?

本节进一步将努力因素纳入机会不平等的分析框架中，评估努力对于个体教育获得中机会不平等的消解作用。考虑 Roemer 情境中，对公式(9)进行估计，测算环境变量对努力变量的影响，从而获得剥离掉与环境相关部分的“净努力”。^① 结果显示，是否少数民族、户口类型、父亲职业类型、出生年代和出生地区对努力程度具有显著影响，汉族、拥有城市户口、父亲职业为蓝领的学生更加努力。得到“净努力”变量后，将其代入公式(10)，估计 Roemer 情境下努力变量和环境变量对个体教育获得的影响(表 4)。结果显示，三个“净努力”变量对个体教育获得均有显著影响，以“努力 1”为例，个体自报告的努力程度提高 1 个单位，平均受教育程度提高 0.1 年，结果在 1%的水平上显著。

表 4 “环境”和“努力”对个体教育获得的回归结果

结果变量：受教育年限	(1)	(2)	(3)
努力 1	0.102*** (0.033)		
努力 2		0.087** (0.034)	
努力 3			0.101*** (0.034)
控制变量	是	是	是

① 由于版面限制，未呈现回归表格，感兴趣可联系作者索要。

续表

结果变量：受教育年限	(1)	(2)	(3)
样本量	6494	6496	6495
R ²	0.344	0.344	0.344

注：回归还控制了个体层面、家庭层面的控制变量，以及个体出生年代和所属地区的虚拟变量。括号内为稳健标准误。***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的统计水平下显著。

参考张楠等(2020)的做法，采用方差分解方法对总体教育机会不平等进行分解，以获得两种情境下环境和努力的相对贡献值(表5)。在Roemer情境下，努力变量对于教育机会不平等的贡献度在0.30%左右，环境变量的贡献度高达99.7%。分样本的分解结果显示，努力变量对于教育机会不平等的贡献度在0.01%—2.86%，且随着年代变迁，努力的贡献度逐渐下降。Barry情境中努力变量的贡献度相对有所提高，但占比仍旧非常小，在总样本中努力变量对于个体教育机会不平等的贡献度在0.50%—0.66%之间，远低于环境变量的贡献度。这一方面是由于努力变量的测量方式较为单一(赵心慧, 2023)，另一方面也表明努力并不能弥补环境所带来的教育劣势。这与龚锋等(2017)和张楠等(2020)的研究结论一致。

表5 “环境”与“努力”对个体教育获得的方差分解

	全样本	40后	50后	60后	70后	80后
Panel A: Roemer 情境						
努力1	0.37	1.76	0.94	0.58	0.38	0.01
环境	99.63	98.24	99.06	99.42	99.62	99.99
努力2	0.30	2.53	1.76	0.31	0.09	0.17
环境	99.70	97.47	98.24	99.69	99.91	99.83
努力3	0.30	2.86	2.59	0.27	0.00	0.06
环境	99.70	97.14	97.41	99.73	100.00	99.94
Panel B: Barry 情境						
努力1	0.66	1.85	1.16	1.18	0.79	0.01
环境	99.34	98.15	98.84	98.82	99.21	99.99
努力2	0.50	2.94	2.17	0.70	0.27	0.30
环境	99.50	97.06	97.83	99.30	99.73	99.70
努力3	0.57	3.40	2.93	0.62	0.09	0.03
环境	99.43	96.60	97.07	99.38	99.91	99.97

(六) 稳健性分析

考虑到婚姻匹配导致的多重共线性问题，以及增加变量后造成的样本量损失，在基准模型中我们未加入母亲的受教育年限、职业类型、是否党员等信息。作为稳健性分析，我们加入母亲特征后对教育的机会不平等以及分解进行重新估计。结果见表 6。可以发现，加入母亲特征后，无论是机会不平等的变化趋势，还是各环境因素的分解结果，均与基准结果(表 3)相差不大。

表 6 稳健性分析：考虑母亲特征

	(1) 全样本	(2) 40 后	(3) 50 后	(4) 60 后	(5) 70 后	(6) 80 后	(7) 90 后
Panel A: 机会不平等							
结果不平等[b]	0.156	0.291	0.232	0.131	0.108	0.063	0.044
绝对不平等[a]	0.074	0.102	0.091	0.043	0.041	0.025	0.014
相对不平等[a/b]	47.7%	35.1%	39.0%	33.0%	38.3%	39.1%	32.5%
Panel B: Shapley 值分解							
性别	4.09%	11.69%	14.31%	8.27%	3.99%	0.73%	0.83%
民族	0.86%	1.05%	0.28%	1.00%	1.77%	4.18%	3.45%
户籍	15.94%	27.70%	30.97%	29.31%	18.42%	20.27%	12.82%
父亲受教育程度	33.86%	24.47%	20.63%	28.92%	39.79%	40.94%	55.22%
父亲职业	10.51%	12.54%	12.88%	15.07%	14.23%	15.32%	14.37%
父亲是否党员	4.43%	2.46%	8.06%	6.74%	6.71%	4.62%	3.09%
所属地区	9.29%	20.08%	12.86%	10.69%	15.09%	13.94%	10.21%
出生队列	21.04%						

其次，由于努力变量仅在 2010 年和 2011 年能够获取，因此本文利用这两期数据重新进行教育机会不平等指数的估计及分解，以验证结果的稳健性。^① 结果显示(表 7)，40 后—80 后样本的绝对机会不平等指数(第 2—6 列)在 0.057—0.275 之间，相对机会不平等指数在 30.78%—35.12% 之间，与基准结果(表 3)基本一致。但利用全样本计算出来的机会不平等指数(第 1 列)均低于基准结果，这可能是由于稳健性分析的样本中不包含 90 后样本。

^① 需要指出的是，由于数据限制，采用 2010 年和 2011 年数据进行稳健性分析时未包括 90 后样本。

Shapley 值分解结果表明,从 40 后到 80 后,户籍制度对于教育机会不平等的贡献度逐渐下降,而父亲受教育程度的贡献度逐渐上升,其他环境变量的变化趋势也与基准结果基本一致。

表 7 稳健性分析:利用 2010 年和 2011 年两期数据

	(1) 全样本	(2) 40 后	(3) 50 后	(4) 60 后	(5) 70 后	(6) 80 后
Panel A: 机会不平等						
结果不平等[b]	0.147	0.275	0.217	0.119	0.097	0.057
绝对不平等[a]	0.058	0.090	0.072	0.037	0.034	0.020
相对不平等[a/b]	39.68%	32.64%	33.11%	30.78%	35.12%	34.54%
Panel B: Shapley 值分解						
性别	1.84%	2.21%	5.15%	3.73%	3.21%	0.23%
民族	0.73%	1.82%	0.20%	0.90%	0.75%	3.98%
户籍	19.85%	31.95%	31.88%	33.03%	18.92%	22.92%
父亲受教育程度	26.39%	17.88%	17.08%	19.51%	35.62%	30.32%
父亲职业	18.43%	20.55%	23.69%	24.50%	18.79%	20.40%
父亲是否党员	5.06%	2.56%	8.58%	5.16%	6.94%	4.08%
所属地区	11.87%	23.04%	13.41%	13.17%	15.77%	18.07%
出生队列	15.82%					

五、结论与建议

本文利用 CGSS2010—2021 年调查数据,测算了我国教育机会不平等指数及其年代变化趋势,采用 Shapley 值分解法分析环境因素对教育机会不平等的相对贡献度,同时将努力变量纳入分析框架,回答了努力能否缩小教育不平等的问题。本文的主要结论有以下几个方面。第一,由环境因素导致的教育不平等占总不平等的 44.9%,其中父亲受教育程度对教育机会不平等的贡献度最大,其次是出生年代和户籍类型。按出生年代来看,从 40 后到 90 后,教育机会不平等仅下降约 5%,教育机会不平等问题没有明显改善。第二,随着时间的推移,父亲受教育程度对教育机会不平等的贡献度越来越大,户籍类型的贡献度逐渐下降。按城乡来看,城市地区教育机会不平等程

度在40后—80后中均显著低于农村地区，但在出生于90年代的样本中，城市地区教育机会不平等程度却高于农村地区，环境因素对个体教育获得的影响在拥有城市户籍的样本中发挥的作用逐渐增强。第三，区域差异方面，东部地区机会不平等程度最高，其次是东北，中部和西部地区教育机会不平等程度较低。这表明经济发展并未自然而然地促进教育机会均等，经济发达地区的弱势群体子女可能更容易在激烈的教育竞争中处于不利地位。第四，即便排除了环境因素对个体努力的影响，“净努力”在促进教育获得方面仍具有正面作用，但其对教育机会不平等的整体贡献度不足0.30%，说明个体努力难以根本消解由不利环境因素引起的教育机会不平等。

确保教育公平是构建社会公正的基石，同时也是中国未来教育发展的关键任务。基于上述结论，本文认为：首先，城乡差距始终是导致教育机会不平等的重要因素，应结合当前教育发展现状，保障农村儿童接受更加高质量的教育。其次，家庭文化资本，尤其是父母的教育水平对子女教育成就的影响愈加重要，这不仅体现了遗传因素的作用，更多地反映了高学历家庭营造的有利于教育的环境及对子女教育的重视。因此，建议通过学校与社区的合作，帮助教育程度较低的家长树立正确的教育观念，以打破家庭文化资本对子女教育发展的潜在壁垒。再次，虽然经济发展在总体上提升了儿童接受教育的机会，但同时也加剧了教育机会的不平等，特别是在大城市中，边缘群体更易被优质教育资源所忽视。因此，有必要关注城市中的“隐形人群”并改善他们的受教育现状，确保他们能够平等地享受教育资源。最后，本文结论显示，当下教育的竞争实际上是资源的竞争，而不是个人努力的竞争，未来应进一步加大对教育的投入，促进优质教育资源的供给，逐步破除不利于教育公平的因素，发挥个人努力在教育获得中的作用。

[参考文献]

- 陈斌开、张淑娟、申广军，2021：《义务教育能提高代际流动性吗？》，《金融研究》第6期。
- 邓飞、傅文晓，2020：《新中国70年教育不平等的演变轨迹实证研究——基于CGSS同期群数据的历史考察》，《教育与经济》第2期。
- 耿峰、秦雪征，2019：《女性教育优势：基于房价上涨对子代教育支出影响的分析》，《财经研究》第4期。
- 龚锋、李智、雷欣，2017：《努力对机会不平等的影响：测度与比较》，《经济研究》第3期。
- 霍雨佳，2021：《中国教育不平等的性别差异——基于代际流动与机会不平等分解视角》，《经济与管理研究》第8期。

- 江求川、任洁, 2020:《教育机会不平等:来自CEPS的新证据》,《南开经济研究》第4期。
- 靳振忠、王亮、严斌剑, 2018:《高等教育获得的机会不平等:测度与分解》,《经济评论》第4期。
- 靳振忠、严斌剑、王亮, 2019:《环境和努力孰重孰轻?——中国高等教育获得数量与质量不平等研究》,《财经研究》第12期。
- 李春玲, 2014:《“80后”的教育经历与机会不平等——兼评〈无声的革命〉》,《中国社会科学》第4期。
- 李莹、吕光明, 2019:《中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究》,《中国工业经济》第9期。
- 刘雯、於嘉、谢宇, 2021:《家庭教育投资的性别差异——基于多子女家庭的分析》,《青年研究》第5期。
- 罗楚亮、李实、岳希明, 2021:《中国居民收入差距变动分析(2013—2018)》,《中国社会科学》第1期。
- 罗楚亮、刘晓霞, 2018:《教育扩张与教育的代际流动性》,《中国社会科学》第2期。
- 史新杰、李实、陈天之、方师乐, 2022:《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究》,《经济研究》第9期。
- 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文, 2018:《中国收入分配中的机会不平等》,《管理世界》第3期。
- 宋扬, 2017:《中国的机会不均等程度与作用机制——基于CGSS数据的实证分析》,《财经经济》第1期。
- 孙继红、杨晓江, 2009:《我国教育公平发展状况及影响因素的实证分析》,《全球教育展望》第9期。
- 汪德华、邹杰、毛中根, 2019:《“扶教育之贫”的增智和增收效应——对20世纪90年代“国家贫困地区义务教育工程”的评估》,《经济研究》第9期。
- 魏钦恭、张佳楠, 2021:《来自兄弟的“让渡”和母亲的“馈赠”:校外教育投入中的女孩占优现象与家庭偏好逻辑》,《社会》第5期。
- 吴愈晓、黄超, 2016:《基础教育中的学校阶层分割与学生教育期望》,《中国社会科学》第4期。
- 张楠、林嘉彬、李建军, 2020:《基础教育机会不平等研究》,《中国工业经济》第8期。
- 赵心慧, 2023:《教育机会不平等的变化趋势及成因:2002—2018年》,《财经研究》第2期。
- 邹薇、马占利, 2019:《家庭背景、代际传递与教育不平等》,《中国工业经济》第2期。
- Barry, B. M., 2005, *Why Social Justice Matters*, Cambridge, MA: Polity Press.
- Ferreira, F. H. G. and J. Gignoux, 2014, “The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity”, *The World Bank Economic Review*, 28(2): 210—246.

- Jusot, F., S. Tubeuf and A. Trannoy, 2013, “Circumstances and Efforts: How Important is Their Correlation for the Measurement of Inequality of Opportunity in Health?”, *Health Economics*, 22(12): 1470–1495.
- Ferreira, F. H. and J. Gignoux, 2011, “The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America”, *Review of Income and Wealth*, 57(4): 622–657.
- Gamboa, L. F. and F. D. Waltenberg, 2012, “Inequality of Opportunity for Educational Achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006 – 2009”, *Economics of Education Review*, 31(5): 694–708.
- Golley, J. and S. T. Kong, 2018, “Inequality of Opportunity in China’s Educational Outcomes”, *China Economic Review*, 51: 116–128.
- Carter, J. L., M. Richards, M. Hotopf and S. L. Hatch, 2019, “The Roles of Non-Cognitive and Cognitive Skills in the Life Course Development of Adult Health Inequalities”, *Social Science & Medicine*, 232: 190–198.
- Roemer, J., 1998, *Equality of opportunity*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Roemer, J. E. and A. Trannoy, 2015, “Equality of Opportunity”, in *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2, 217–300, Elsevier.
- Fleurbaey, M. and V. Peragine, 2013, “Ex Ante Versus Ex Post Equality of Opportunity”, *Economica*, 80(317): 118–130.
- Kovacic, M. and C. E. Orso, 2022, “Trends in Inequality of Opportunity in Health Over the Life Cycle: The Role of Early-Life Conditions”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 201: 60–82.
- Pan, Y. and Y. Liu, 2021, “Birth Control, Family Size and Educational Stratification: Evidence from the Han and Ethnic Minorities in China”, *Economics of Education Review*, 81: 102078.

Trends in Educational Inequality in China: From the Perspective of Inequality of Opportunity

YANG Juan, ZHANG Li-fang

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Educational inequality of opportunity significantly contributes to disparities in employment and income, and promoting equal educational opportunities has a profound impact on narrowing income gaps and fostering social equity. This study utilizes data from the China General Social Survey (CGSS) spanning from 2010 to 2021, applying Roemer’s

“environment-effort” framework, along with ex-ante parameter regression methods, to assess the degree and trends of educational opportunity inequality in China. We find that inequality caused by environmental factors accounts for 44.9% of the total inequality, with paternal education emerging as the predominant factor, followed by cohort and household registration (hukou). Father’s education level plays an increasingly important role in the formation of inequality of opportunity over time, while the influence of household registration gradually declines. Second, inequality of opportunity for individuals born between the 1940s and 1980s in urban areas is lower than that in rural areas. However, in the 1990s cohort, the level of inequality of opportunity in urban areas is slightly higher than in rural areas. Third, outcome inequality in education is lowest in the eastern region, but inequality of opportunity is highest, which is the exact opposite in the central and western regions. Economic development does not naturally lead to equal educational opportunities, and children from disadvantaged groups in economically developed areas may be more likely to be at a disadvantage in intense educational competition. Finally, after eliminating the impact of environmental factors on effort, “pure effort” still has a significant effect on individual educational attainment, but its overall contribution to reducing educational opportunity inequality is only about 0.30%, which indicates that effort alone cannot dissolve the educational opportunity inequalities caused by adverse circumstances.

Key words: educational inequality; inequality of opportunity; inequality of effort

(责任编辑: 刘泽云 责任校对: 刘泽云 胡咏梅)